



## **ANÁLISE DA ESTRUTURA ESPACIAL DO MERCADO BRASILEIRO DE SUÍNOS**

**PATRICIA LOPES ROSADO; MARÍLIA FERNANDES MACIEL; JOÃO EUSTÁQUIO DE LIMA;**

**UFV**

**VIÇOSA - MG - BRASIL**

**[patriciarosado@yahoo.com.br](mailto:patriciarosado@yahoo.com.br)**

**APRESENTAÇÃO ORAL**

**Comercialização, Mercados e Preços**

## **ANÁLISE DA ESTRUTURA ESPACIAL DO MERCADO BRASILEIRO DE SUÍNOS**

**Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços**

### **Resumo:**

Objetivou-se, neste trabalho, analisar o padrão e o grau de integração dos mercados de suínos nos diferentes estados brasileiros, no período de janeiro de 1980 a março de 2005. foram analisados aspectos relacionados à forma de relacionamento entre eles e à determinação dos mercados mais ou menos integrados. além do mais, analisaram-se os fatores que determinam o grau de integração entre esses mercados. O método utilizado neste estudo foi o de séries temporais, mais especificamente a análise de co-integração multivariada de modo geral, observou-se que o mercado brasileiro de suínos apresentou grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, considerando que todos os ajustes ocorreram relativamente rápido, ou seja, num período de menos de três meses. Em relação à análise dos determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos, pode-se dizer que há uma relação direta entre as localidades que possuem maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis educacionais e melhor infra-estrutura de transporte com o grau de integração, o que permite inferir que há um relacionamento entre o nível de desenvolvimento econômico e social dos estados e o grau de integração. Portanto, medidas direcionadas à melhoria da infra-estrutura de transporte e comunicação, além do aumento do nível educacional da população, podem contribuir para o aumento do grau de relacionamento entre as localidades do mercado e, dessa forma, aumentar sua eficiência e competitividade.

Palavras-chaves: **Integração de mercado, suínos e co-integração multivariada.**

**Abstract:** The objectives of this work were to analyze swine market integration in different Brazilian states from January 1980 through March 2005. Aspects related to market interrelationship, and determination of more or less integrated markets were analyzed, as well as the factors determining the degree of integration among these markets. The method used in this study was that of temporal series, more specifically, multivariate co-integration analysis. Overall, it was observed that the Brazilian swine market showed great vitality regarding price behavior in the different localities studied, considering that all the adjustments occurred relatively fast, i.e., within a period shorter than three months. With regard to the analysis of the determinants of the degree of integration in the Brazilian swine market, one can state that there is a direct relationship between the localities possessing greater access to communication infrastructure, better educational levels and better transport infrastructure and degree of integration, allowing to infer that there is a relationship between the level of economic and social development and degree of integration of the states. Therefore, measures directed to improving transport and communication infrastructure, as well as increasing the educational level of the population may contribute to increased degree of relationship among the market localities, leading to enhanced efficiency and competitiveness.

**Key Words:** Market integration, swine and multivariate co-integration.

## 1. INTRODUÇÃO

Vários conceitos têm sido usados, por diferentes autores<sup>4</sup>, para definir integração de mercado, que, numa visão mais ampla, é vista como relação entre fluxo de bens e informações no espaço, tempo e forma.

Na visão de Fakler e Goodwin (2000), a integração de mercado deve ser entendida como uma medida de grau, em que os choques de demanda e de oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região, ou seja, um sistema de mercados está integrado espacialmente quando os preços praticados em cada um respondem não apenas à oferta e demanda locais, mas também às de todos os outros.

González-Rivera e Helfand (2001) deram uma definição de integração de mercado baseados em duas dimensões relacionadas com comércio e informação. Segundo eles, um mercado, para ser integrado, requer que o conjunto de localidades possua tanto a mesma *commodity* comercializada como também a mesma informação no longo prazo.

A análise da integração de mercados assume papel de grande relevância no desenvolvimento econômico de um país, em razão de a presença de mercados integrados favorecer a redução de deficiências estruturais em resposta a maior fluxo de informação entre as regiões. Assim, a integração facilita a tomada de decisão dos agentes envolvidos e contribui para maior eficiência no mercado. Ademais, há a possibilidade de aumento na especialização e no comércio e, em consequência, de melhoria no bem-estar dos produtores e consumidores. Em mercados integrados, as medidas de políticas públicas e privadas são mais eficazes, dado que essas apresentam ajustamento mais rápido e são mais abrangentes.

Os mercados integrados transmitem informações de preços mais precisas e, dessa forma, favorecem a especialização e as decisões de comercialização dos produtores, contribuindo para a movimentação eficiente de produtos (GOODWIN; SCHROEDER, 1991).

---

<sup>4</sup> Fakler e Goodwin (2000); Gonzalez-Rivera e Helfand (2001); Santana (1998); Faminow e Benson (1990).

A cadeia agroindustrial de suínos tem relevante papel na geração de emprego e renda, em especial nas pequenas e médias propriedades. De acordo com Anualpec (2004), a suinocultura foi responsável, em 2003, pela geração de 2,5 milhões de empregos somente na Região Sul e nos estados de São Paulo e Minas Gerais.

O mercado brasileiro de suínos é de grande importância nacional. É um mercado de grande dimensão tanto em termos geográficos quanto em termos de produção, estendendo-se, praticamente, em todo o País.

Assim, pela relevância desse tema e importância do setor produtivo suinícola no agronegócio e pelo fato de nenhum estudo dessa natureza ter sido realizado no País com o produto supracitado, objetivou-se, neste trabalho, analisar a integração dos mercados de suínos nos diferentes estados brasileiros, no período de janeiro de 1980 a março de 2005. Foram analisados aspectos relacionados à forma de relacionamento entre eles e à determinação dos mercados mais ou menos integrados. Além do mais, analisaram-se os fatores que determinam o grau de integração entre esses mercados, como custos de movimentação de bens e informações, produção, consumo e comércio de suínos, capital humano e nível de renda dos estados.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

Diferentes conceitos têm sido usados para descrever a integração de mercado através do espaço, do tempo, e da forma. Os mais utilizados estão relacionados com a arbitragem espacial, Lei do Preço Único, integração de mercado e eficiência de mercado (FACKLER; GOODWIN, 2000).

O conceito de arbitragem refere-se ao ato de comprar uma mercadoria em um local, no tempo ou na forma em que ela é mais barata, e vender onde ela é mais cara, após compensar os custos de transferência.

Assim, as ações dos arbitadores espaciais assegurarão que os preços de um bem homogêneo, em quaisquer duas localidades, diferirão, no máximo, ao custo de se mudar o bem de uma região com o menor preço para outra região com o maior preço, ou seja,  $P_j - P_i \leq r_{ij}$ , em que  $P_j$  é o preço do bem no local  $j$ ;  $P_i$ , o preço do bem no local  $i$ ; e  $r_{ij}$ , os custos de se mudar o bem da localidade  $i$  para a localidade  $j$ , ou seja,  $r_{ij}$  representa os custos de transação, que incluem os custos de transporte e de negociação.

Ressalta-se, entretanto, que a relação  $P_j - P_i \leq r_{ij}$  ocorrerá se houver regularidade no comércio direto entre as localidades  $i$  e  $j$ . Essa condição é denominada condição de arbitragem espacial, e constitui-se num conceito de equilíbrio, além de possuir características dinâmicas.

A noção de integração de mercado, expressa pela Lei do Preço Único (LPU), baseia-se no fato de que, ao se abstraírem os custos de transferências, mercados regionais que são ligados pelo comércio e pela arbitragem terão um preço comum e único para o produto homogêneo considerado. Essa lei expressa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços de bens comercializáveis de dois ou mais mercados distintos (FACKLER; GOODWIN, 2000).

Segundo Faminow e Benson (1990), integração de mercado é um processo pelo qual ocorre a interdependência de preços. Já Goodwin e Piggot (2001) definem este conceito como a extensão no qual choques são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Fackler e Goodwin (2000), por sua vez, aperfeiçoam esta definição ao propor que a integração do mercado deve ser entendida como uma medida de grau, em que choques de demanda e de oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região.

Em relação à eficiência espacial de mercado, esta pode ser verificada pela avaliação do tamanho dos custos de transferências ou transações de comércio. Os

custos de transação podem ser excessivamente altos devido a uma variedade de razões, que podem ir além do poder dos agentes de influenciá-los. Tal fato pode ser observado em países em desenvolvimento, onde os custos de transações podem ser altos por causa da execução ineficiente de contratos, de proteção policial insuficiente, corrupção, impostos excessivamente altos e infra-estrutura de transporte e de comunicações inadequada. Assim, na eficiência de mercado podem ser impostas considerações que vão além da resposta racional dos agentes aos incentivos financeiros. De modo geral, a eficiência significa que a alocação dos recursos é tal que o bem-estar agregado não pode ser posteriormente melhorado mediante uma realocação de recursos.

Pode-se dizer que, num mercado eficiente, os preços refletem todas as informações relevantes sobre o ativo, ou seja, refletem o valor real. Assim, um mercado é eficiente quando há grande número de agentes agindo de forma racional no sentido de maximização de lucro, têm acesso a todas as informações com custo zero e atuam em igualdade de condições no mercado, de modo que todas as informações relevantes são contidas no preço do produto.

### 3. METODOLOGIA

O método utilizado neste estudo para analisar a integração do mercado de carne suína baseia-se no enfoque desenvolvido por González-Rivera e Helfand (2001).

O referencial analítico utilizado foi o de séries temporais, mais especificamente a análise de co-integração multivariada.

Em toda análise que envolve dados de séries temporais, deve-se, primeiramente, realizar a identificação da ordem de integração das séries de preços, feita por meio do teste de raiz unitária sazonal, de HEGY, para dados mensais (MADDALA e KIM, 1998).

Após a identificação da ordem de integração, busca-se por localidades que possuem um fator integrador comum, isto é, que possuem a mesma tendência de comportamento ao longo do tempo, obtida de acordo com a metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995) e utilizada por González-Rivera e Helfand (2001). Segundo esses autores, o fator integrador comum é associado às variáveis observadas e permite a identificação da(s) localidade(s) que contribui(em) para o relacionamento de longo prazo dos preços.

A existência de um único fator integrante, para todos os preços, implica que: (1) os preços devem estar co-integrados, e (2) deve haver  $n-1$  vetores co-integrantes. Como neste estudo pretende-se buscar o maior conjunto de localidades que compartilham  $n-1$  vetores co-integrantes, a análise é conduzida por uma estrutura multivariada, e o VAR de ordem reduzida, proposto por Johansen (1995), será o mais indicado neste caso.

O procedimento de Johansen (1995), para testar a co-integração baseia-se na versão reparametrizada de um modelo VAR(p), em que p é o número de defasagens das variáveis.

Os modelos VAR tradicionais são limitados porque as séries são estacionárias. Assim, antes de usá-los, é necessário verificar a situação das séries. Caso sejam não-estacionárias, pode-se estimar um VAR restrito ou reparametrizado, denominado Vetor de Correção de Erro (VEC), representado pela seguinte expressão:

$$\Delta P_t = \mu + \Pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + \rho D_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que  $\Pi = I - (\Pi_1 + \dots + \Pi_p)$  e  $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \Sigma)$  e  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$  para qualquer t diferente de s;  $D_t$  dummies sazonais;  $P_t$ , vetor com n variáveis;  $\Gamma$  e  $\Pi$ , matrizes  $n \times n$ ; e  $\Pi$ , rank ou posto reduzido  $n-s$ . A matriz  $\Pi$  pode ser escrita como  $\Pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  é uma matriz de coeficientes  $n \times (n-s)$ , e  $\beta$ , uma matriz de vetores co-integrantes  $n \times (n-s)$ .

Usando-se esta expressão para  $\Pi$ , tem-se  $\Pi P_{t-1} = \alpha \beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1}$ . O termo de correção de erro, também conhecido como desequilíbrio de curto prazo, é  $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ , e  $\alpha$  é a matriz de coeficientes de ajustamento. Os elementos da matriz  $\beta$  cancelam as raízes unitárias comuns em  $P_t$  e, no longo prazo, ligam os movimentos dos elementos de  $P_t$ .

O padrão de interdependência refere-se ao conjunto de relações entre as diferentes localidades do mercado, como revelado pela análise do modelo vetor de correção de erros. O VEC na equação (1) resume as dinâmicas de curto prazo do vetor  $P_t$  como uma função da proporção  $\alpha$  do desequilíbrio passado  $Z_{t-1}$  mais  $p-1$  defasagens de cada  $\Delta p_i$ . No modelo, a matriz  $\alpha$  de coeficientes de ajustamento é de interesse particular por conter a informação necessária para descobrir a estrutura espacial do mercado.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), a estimação dos elementos da matriz  $\alpha$  (coeficientes de ajustamento) e a análise da sua significância estatística são utilizadas para a identificação de diferentes padrões de comportamento dentro de um VEC, isto é, contém informações necessárias para descobrir a estrutura espacial do mercado.

A magnitude dos elementos da matriz  $\alpha$  fornece informações relacionadas à velocidade de ajuste da respectiva variável a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de  $\alpha$  indica que, numa situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Já um coeficiente elevado, ao contrário, indica que este ajuste se produz rapidamente.

À medida que define o grau de integração do mercado pode ser obtida mediante a avaliação das estimativas da equação (1), as quais são sumarizadas numa única medida.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), o equilíbrio de longo prazo entre os preços pode ser escrito de forma normalizada, conforme Phillips (1991), ou seja, como:

$$p_{1t} = -(c_i/\beta_{1i}) - (\beta_{2i}/\beta_{1i})p_{2t} - \dots - (\beta_{ni}/\beta_{1i})p_{nt} + z_{it} \quad i = 1 \dots (n-s) \quad (2)$$

em que  $c_i$  é uma constante e  $P_1, P_2, \dots, P_n$  são os preços dos estados que fazem parte do mercado. Na suposição de que exista um choque no VAR adjacente que perturba o equilíbrio de longo prazo entre os  $p_{it}$ , tem-se  $|z_{it}| \neq 0$ . Pelo fato da equação (2) ser uma relação de co-integração, o vetor  $Z_t$  é estacionário. Sendo assim, o efeito do choque será transitório e eventualmente desaparecerá, e o equilíbrio de longo prazo será estabelecido. Assim, González-Rivera e Helfand (2001) definiram o grau de integração como o tempo de reação necessário para que cada relação de equilíbrio de longo prazo absorvesse um choque em todo o sistema, o qual dependerá de todos os coeficientes estimados de  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\Gamma$ . Pela análise conjunta do impacto destes coeficientes, torna-se possível construir uma ordenação consistente dos mercados baseados no tempo de reação. González-Rivera e Helfand (2001) adotaram a metodologia de Pesaran e Shin (1996), ao elaborarem perfis de persistência<sup>2</sup>.

Um perfil de persistência caracteriza a resposta da relação de co-integração  $Z_t = \beta' P_t$  para o sistema como um todo, ao invés de um choque individual, em que a resposta é medida em unidades de variância. Um choque no sistema como um todo é

<sup>2</sup> Maiores detalhes ver ROSADO (2006).

entendido como uma amostra de uma distribuição multivariada do vetor  $\varepsilon_t = \{\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}\}$ . A vantagem de se considerar um choque no sistema como um todo é que os perfis de persistência são funções únicas e não existe a necessidade de ortogonalizar os choques individuais.

No tempo  $t$ , a matriz de variância-covariância do choque  $\varepsilon_t$  é dada por  $\Omega$ . Estuda-se a propagação desse choque no tempo  $(t+1, t+2, \dots)$ , condicionando a informação do tempo  $t-1$ . Sendo assim, com um choque inicial na economia, no tempo  $t$ , e considerando a informação até o tempo  $t-1$ , o perfil de persistência focaliza-se na variância incremental do erro de desequilíbrio no tempo  $t+k$ , à medida que o horizonte de tempo aumenta em um período. Em sistemas estacionários, um choque provavelmente desaparecerá, o que significa que sua variância incremental se torna menor, à medida que o tempo passa e se aproxima de zero, à medida que o tempo vai para o infinito.

### **3.1. Análise dos determinantes do grau de integração**

No intuito de verificar quais as variáveis mais relevantes para explicar as variações no grau de integração, é estimada uma regressão linear múltipla pelo método dos mínimos quadrados ordinários, tendo como variável dependente o perfil de persistência mediano e como variáveis explicativas os fatores determinantes do grau de integração (representados pelo capital físico, capital humano, oferta, demanda e comércio).

Entretanto, inúmeras variáveis são utilizadas para explicar os fatores que afetam o grau de integração nos mercados de suínos, e, como muitas destas apresentam alto grau de correlação entre si, é comum deparar-se com multicolinearidade entre as variáveis. Esse problema pode ser contornado pelo uso da técnica estatística multivariada, mediante uma de suas variantes, no caso a análise dos componentes principais.

A análise dos componentes principais tem como principal objetivo explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório, composto de  $p$  – variáveis aleatórias, através da construção de combinações lineares das variáveis originais. Essas combinações lineares são chamadas de componentes principais e são não-correlacionados entre si. Assim, com  $p$  – variáveis originais é possível obter-se  $p$  componentes principais. No entanto, em geral, deseja-se obter um número menor de variáveis. Assim, as informações contidas nas  $p$  variáveis são resumidas em  $k$  – componentes principais ( $k < p$ ) não-correlacionados.

Em termos práticos, para se fazer uso dos  $k$  componentes principais amostrais considerados mais relevantes na análise dos dados, é necessário calcular os seus valores numéricos para cada estado, os chamados escores dos componentes. Uma vez estimados os escores para cada um dos componentes, pode-se então estimar uma regressão para examinar os determinantes do grau de integração nos mercados de suíno.

A variável dependente na análise dos determinantes do grau de integração nos mercados de suínos é o perfil de persistência mediano, calculado para cada par de localidades. Essa variável é definida como o número de períodos necessários para que aconteçam 50% dos ajustamentos e seja alcançado o equilíbrio de longo prazo.

Quanto às variáveis explicativas, são utilizadas informações estaduais que podem ser consideradas *proxys* do capital humano, capital físico, oferta, demanda e comércio. As variáveis explicativas selecionadas dizem respeito aos custos de movimentação de bens e informações, bem como à produção, ao consumo e ao comércio de suínos, e estão relacionadas ao capital humano.

### **3.2. Fonte dos dados**

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos da Fundação Getúlio Vargas (FGV), no banco de dados FGVDADOS; da Associação dos Produtores de Minas Gerais (ASEMG), da ANUALPEC (vários anos); da Suinocultura Industrial (2004); e de Pesquisas de Orçamento Familiar (POF), do IBGE, Guia 4 Rodas (1997), IBGE – Anuário dos Transportes (1997), Boletim de Defesa Sanitária Animal (vários anos), Informe Agropecuário e Suinocultura Industrial (vários anos), Ministério da Agricultura e Abastecimento (2006), IPEA DATA (2005).

As séries de preços foram deflacionadas pelo IGP-DI, da FGV, utilizou-se o mês de março de 2005 como base.

## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1. Busca da tendência única nos preços**

O teste de raiz unitária indicou a presença de tendência estocástica e determinista e ausência de sazonalidade estocástica e determinística nas séries, o que levou à inclusão de tendência e uma constante no vetor de co-integração.

Quanto ao número ótimo de defasagens utilizado no modelo, optou-se por utilizar os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ). O critério SC apontou a inclusão de uma defasagem na modelagem das séries, enquanto que os critérios AIC e HQ indicaram duas defasagens para o modelo. De acordo com Lütkepohl (2004) e Enders (1995), quando há divergência entre os critérios de defasagens deve-se utilizar o critério SC por ser mais parcimonioso. Assim, optou-se, neste estudo, pela seleção de uma defasagem para as séries analisadas.

Na determinação das localidades pertencentes ao mercado brasileiro de carne suína, foram usados inicialmente os estados do Centro-Oeste, Sudeste (com exceção do Espírito Santo) e Sul do Brasil, ou seja, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Esses estados foram escolhidos pelo fato de concentrarem maior potencial para a comercialização de carne suína uma vez que estão localizados nas principais regiões produtoras e consumidoras do País, além de possuírem a maior parcela dos frigoríficos.

A 10% de significância, o teste do traço e o da Raiz Característica Máxima mostraram uma única tendência comum entre os nove estados considerados inicialmente na análise, a partir do momento que foi constatada a existência de oito vetores de co-integração estatisticamente diferentes de zero. Ressalta-se que essas nove localidades foram colocadas como partes do mercado regional devido à restrição em relação ao procedimento de Johansen, isto é, com  $k$  localidades, deve-se obter  $k-1$  vetores de co-integração, o que indica que os vetores podem ser normalizados de forma que todas as localidades sejam pares co-integrados, de modo a permitir a identificação de localidade(s) que contribui(em) para o comportamento de longo prazo do preço de mercado. Os vetores foram normalizados em relação ao mercado de São Paulo. Esse estado foi escolhido pelo fato de ser o principal consumidor de carne suína do País e de contar com uma parcela significativa dos frigoríficos brasileiros, além de constituir-se num dos principais estados produtores desse tipo de carne.

A Tabela 1 mostra os resultados dos testes traço e da raiz característica máxima realizados para os estados do Centro-Oeste, Sudeste (exceto Espírito Santo) e Sul. Os testes foram realizados tomando-se diferentes seqüências para as localidades, e os resultados apresentaram-se invariantes às ordenações consideradas.

Diante dos resultados da Tabela 1, que indicam que os estados das Regiões Centro-Oeste, Sudeste (exceto Espírito Santo) e Sul fazem parte do mesmo mercado econômico de suínos no País.

Tabela 1 – Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre os estados considerados na análise

Hipótese nula	$\tau_{\text{trace}}$	Valores críticos 5%	Valores críticos 10%	$\tau_{\text{max}}$	Valores críticos 5%	Valores críticos 10%
$r = 0$	433.35*	228,29	221,37	100.21*	62,75	59,49
$r \leq 1$	333.13*	187,47	181,16	77.31*	56,71	53,55
$r \leq 2$	255.83*	150,56	144,87	65.88*	50,59	47,56
$r \leq 3$	189.95**	117,71	112,65	56.22*	44,49	41,59
$r \leq 4$	133.73*	88,80	84,38	43.17*	38,33	35,58
$r \leq 5$	90.55*	63,88	60,08	36.11*	32,12	29,54
$r \leq 6$	54.45*	42,92	39,76	30.22*	25,82	23,44
$r \leq 7$	24.23*	25,87	23,34	19.46*	19,39	17,23
$r \leq 8$	4.77	12,52	10,67	4.77	12,52	10,67

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (\*) indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

Entretanto, a simples existência de oito vetores de co-integração não pode ser considerada condição suficiente para determinar a observância da Lei do Preço Único nem para garantir a participação de cada estado no mercado nacional de carne suína. Por isso, foram realizados testes de Razão de Verossimilhança para restrições relacionadas aos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , estimados por máxima verossimilhança, por meio do procedimento de Johansen.

De acordo com os testes de significância dos parâmetros  $\beta$ 's  $\alpha$ 's, todas as restrições foram rejeitadas a 1% de significância, podendo-se inferir que todos os nove estados participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo, sendo, portanto, importantes no espaço de co-integração. Assim, todos os mercados enumerados acima são relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo entre os estados considerados no mercado brasileiro de suínos, indicando que choques ocorridos em um estado são transmitidos aos outros no longo prazo.

A conclusão a que se chega é que nove estados pertencem ao mesmo mercado econômico: aqueles do Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Todos mostraram-se engajados numa quantidade significativa de comércio interestadual unidirecional, e compartilham uma única tendência comum a 5% de probabilidade. Tal fato sugere que essas localidades são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. Assim, as informações disponíveis que afetam os preços no mercado brasileiro de suínos fluem entre eles, ou seja, um fato ocorrido em uma localidade é transmitido entre todas as outras.

#### 4.2. Padrão de relacionamento entre os mercados

A Tabela 2 apresenta as nove relações de equilíbrio ao longo do tempo entre pares de mercados (Mato Grosso e São Paulo, Mato Grosso do Sul e São Paulo, Goiás e São Paulo, etc.). É importante ressaltar que estas relações asseguram o equilíbrio de longo prazo entre os pares de mercados.

Pode-se notar que os valores dos vetores de co-integração ( $\beta$ 's) variam em valor absoluto entre 0,8304, no caso do Rio de Janeiro (RJ), e 1,9667, para o Mato Grosso (MT). Os testes "*t de Student*" de significância individual dos  $\beta$ 's evidenciaram que todos os parâmetros foram significativos a 1% de probabilidade (Tabela 2).

Os coeficientes 1,9667 e 1,6172 para as equações do Mato Grosso e Rio Grande do Sul podem estar refletindo, dentre outros fatores, os custos de transações



elevados, dado que estes estados são mais distantes de São Paulo, com aproximadamente, 1.614 km e 1.109 km entre as capitais, respectivamente, o que encarece o custo de se transportar carne entre esses estados e São Paulo. Pelos parâmetros estimados entre esses estados e o de São Paulo, pode-se inferir que as elasticidades de transmissão de preço de longo prazo entre e esses estados são extremamente elevadas, dado que o aumento de 10% nos preços recebidos pelos produtores de São Paulo de 10% leva a aumento de 19,667% e 16,172% nos preços recebidos pelos produtores do Mato Grosso e do Rio Grande do Sul, respectivamente.

Foram realizados os testes Razão de Verossimilhança para identificar se há qualquer evidência de uma perfeita integração entre os pares de mercados descritos na Tabela 2, em conformidade com o modelo teórico utilizado neste trabalho (LPU). Os resultados mostraram que a hipótese de perfeita integração entre os pares de mercados foi rejeitada em 1% de significância para todos os casos analisados. Resultado semelhante foi obtido por Pereira (2005) e Nogueira (2005) para os mercados de bovinos e café no Brasil, respectivamente, pois não se apresentaram com integração perfeita.

Embora o mercado brasileiro de suínos não tenha apresentado integração perfeita, não se verificando a Lei do Preço Único (LPU), isso não refletiu em ausência de integração entre os mercados conforme foi verificado nas Tabelas 1 e 2. Assim, pode-se dizer que a falta de consonância com essa lei pode ter ocorrido em razão da substitutibilidade imperfeita da carne suína nos diferentes estados, diferenças que podem estar relacionadas à qualidade do produto, a cortes especiais etc., o que pode estar conduzindo estas localidades a operar com regime de competição imperfeita.

Conforme enfatizado por González-Rivera e Helfand (2001), considerando custos de transações, espera-se que os vetores de co-integração difiram do padrão de perfeita co-integração (1,-1), na medida em que captam diferenças regionais em tecnologias, políticas e qualidade do produto. Tem-se, ainda, que as diferenças apresentadas por meio dos parâmetros resultam também das distinções existentes nos custos de transações, em que esses estão associados aos fretes, taxas interestaduais, comissões de vendas, encargos financeiros, dentre outros, sendo capazes de captar as diferenças regionais de políticas, tecnologias e qualidade do produto.

Tabela 2 – Vetores de co-integração normalizados pelo método de Johansen, para os logaritmos dos preços médios recebidos pelos produtores de suínos em São Paulo, janeiro de 1985 a março de 2005

	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC
Estado <sub>i</sub>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
SP	-1.9667 (-7.8111)	-1.0404 (-12.7961)	-1.2271 [-8.7184	-0.8304 (-13.3168)	-0.8295 (-12.0133)	-1.4600 (-13.6762)	-1.6172 (-16.2609)	-1.4431 (-14.9466)
T	-0.0042 (-3.4923)	-0.0006 (-1.7397)	-0.00215 (-3.1944)	0.0005 (1.6178)	0.000781 (2.3650)	-0.0020 (-3.9740)	-0.0028 (-5.9456)	-0.0017 (-3.7709)
Constante	5.1527	0.6699	1.4914	-0.8193	-0.8004	2.6759	3.5242	2.5735

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste “t” de Student.

A matriz de coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ), apresentada na Tabela 3, contém informações necessárias para determinar a estrutura espacial do mercado. O teste t de *Student* de significância estatística para cada um dos  $\alpha$ 's indicou que uma especificação bivariada não seria apropriada, pois não há um único estado exógeno e todas as outras localidades responderam apenas a termos de correção de erros envolvendo este estado exógeno. Se este fosse o caso, seria encontrada uma coluna na Tabela 3, na qual os  $\alpha$  seriam todos estatisticamente iguais a zero, implicando que o estado é fracamente exógeno e que há um máximo de nove termos de correção de erros significativos, com todos envolvendo o estado fracamente exógeno. Nenhuma dessas condições estava presente no mercado brasileiro de suínos.

A magnitude dos coeficientes de ajustamentos mostrados na Tabela 3 indicou que Santa Catarina (SC) respondeu mais rapidamente ao seu próprio desequilíbrio transitório em relação a São Paulo (-0,4193), e este ajustamento foi o mais rápido do sistema. Outros estados que responderam rapidamente ao próprio desequilíbrio transitório em relação a São Paulo foram: Paraná (-0,4106), Mato Grosso do Sul (-0,3294), Rio de Janeiro (-0,2929), Minas Gerais (-0,2379), Goiás (-0,2024) e Mato Grosso (-0,0939).

Considerando a relação entre os estados, verificou-se que o Mato Grosso respondeu rapidamente a um desequilíbrio de Santa Catarina (0,1525), Rio Grande do Sul (0,1895), Paraná (0,1322), Goiás (0,0976) e Minas Gerais (0,0765), além do seu próprio em relação a São Paulo. Já o Mato Grosso do Sul ajustou-se mais rapidamente ao seu próprio desequilíbrio como salientado anteriormente, e ao de Santa Catarina (-0,2191), Rio Grande do Sul (-0,1636), Paraná (-0,1494), Mato Grosso (-0,1107) e Goiás (-0,0986) em relação a São Paulo.

Goiás respondeu aos desequilíbrios, de curto prazo, do Mato Grosso (0,1919) e do Rio de Janeiro (-0,0805) e ao seu próprio desequilíbrio (-0,2024) em relação a São Paulo. Já o Estado de Santa Catarina respondeu somente ao seu próprio desequilíbrio em relação a São Paulo. Minas Gerais reagiu de forma ligeira ao seu próprio desequilíbrio (0,2379) e ao de São Paulo (-0,1019). Quanto à resposta de Rio Grande do Sul a desequilíbrios transitórios, notou-se que o ajustamento de maior velocidade foi de Santa Catarina (0,2991), seguido de São Paulo (0,2153), Mato Grosso (0,1964), Paraná (0,1694) e Mato Grosso do Sul (0,1668).

Observa-se, pelos resultados visualizados na Tabela 3, que o Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os estados que reagiram ao maior número de desequilíbrios transitórios (seis no total) nas relações com São Paulo, sendo seguido pelo por Santa Catarina (5), Goiás e Rio Grande do Sul (3), Minas Gerais e Paraná (2). Constata-se, ainda, que o Rio de Janeiro foi o estado menos interdependente do País, em face do menor número de localidades que se ajusta a ele, o que pode estar relacionado com a pouca expressividade deste como produtor e consumidor de carne suína no País, cuja produção participa de apenas 0,45% do total nacional.

A dinâmica de ajustamento, do modelo é exibida na Tabela 4, onde se observa que os preços de São Paulo, Mato Grosso do Sul e Santa Catarina exercem maior efeito no curto prazo. É interessante notar que uma variação de 10% no preço defasado de um mês de São Paulo acarreta uma variação, no mesmo sentido, de 2,4% nos preços do Mato Grosso, e a mesma alteração no preço do Mato Grosso não provocou nenhuma alteração no preço de São Paulo. Já o maior efeito é sentido pelo Rio Grande do Sul, onde uma alteração de 10% no preço de São Paulo acarretou uma variação, no mesmo sentido, de 4,5% nos preços do Rio Grande do Sul, e a mesma no preço do Rio Grande do Sul provocou uma alteração de 2,2%, em sentido contrário, no preço de São Paulo, no período seguinte.

Tabela 3 – Coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ) do Modelo Vetor de Correção de Erros Irrestrito, janeiro de 1985 a março de 2005

Correção de erros	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC	SP
(MT,SP)	-0.0939***	0.0199	0.0976***	0.0283	0.0765*	0.1322***	0.1895***	0.1525***	0.0318
(MS,SP)	-0.1107*	-0.3294***	-0.0986**	-0.0357	0.0111	0.1494***	-0.1636**	-0.2191***	-0.0833
(GO,SP)	0.1919***	0.1729	-0.2024***	0.0805*	0.0332	0.0036	-0.0884	0.0136	0.0615
(RJ,SP)	-0.0759	0.0238	-0.0398	-0.2929***	-0.1627*	-0.0194	-0.0389	0.0124	-0.0329
(MG,SP)	-0.0004	-0.0107	-0.0035	-0.0312	-0.2379***	0.0332	0.0449	-0.0003	0.1019*
(PR,SP)	-0.1378*	-0.1713*	0.0263	-0.0426	-0.0376	-0.4106***	-0.1724	-0.0866	-0.1455
(RS,SP)	0.1964***	0.1668**	0.0607	-0.0067	0.0212	0.1694**	-0.0282	0.2991***	0.2153**
(SC,SP)	0.0154	-0.0259	0.0274	0.0346	-0.0047	0.0840	0.0589	-0.4193***	0.0557
Adj. R <sup>2</sup>	0.3599	0.3448	0.4424	0.4092	0.2068	0.3972	0.2999	0.2783	0.2345

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Estimaco do modelo VEC por meio do SUR interativo;

(\*\*\*), (\*\*) e (\*) estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% probabilidade, respectivamente.

Tabela 4 – Elasticidades de ajustamento no curto prazo, janeiro de 1980 a agosto de 2003

Elasticidade de curto prazo	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC	SP
MT(-1)	-0.1532 <sup>**</sup>	0.1511 <sup>**</sup>	0.0543	0.1186 <sup>*</sup>	-0.0012	-0.0763	-0.1305	-0.1329	-0.1164
MS (-1)	0.1910 <sup>***</sup>	0.0744	0.2594 <sup>***</sup>	0.1394 <sup>**</sup>	0.0875	0.2131 <sup>***</sup>	0.2607 <sup>***</sup>	0.2537 <sup>***</sup>	0.2166 <sup>***</sup>
GO (-1)	0.2115 <sup>***</sup>	0.1297 <sup>**</sup>	0.3633 <sup>***</sup>	0.0501	0.2137 <sup>*</sup>	0.1727 <sup>*</sup>	0.1589	0.0322	0.0669
RJ (-1)	0.0143	-0.0963	-0.1362	-0.0992	-0.0995	-0.0677	-0.1614	-0.1842 <sup>*</sup>	-0.0995
MG (-1)	0.0514	0.0497	0.1056 <sup>*</sup>	-0.0228	-0.0523	0.0111	0.0244	0.063788	0.0948
PR (-1)	-0.0174	0.0860	-0.2933 <sup>***</sup>	-0.1837 <sup>*</sup>	-0.0529	-0.3043 <sup>***</sup>	-0.2598 <sup>**</sup>	-0.181916	-0.0978
RS (-1)	-0.1534 <sup>*</sup>	-0.1502	0.0391	0.0134	-0.1518	-0.1061	-0.3364 <sup>***</sup>	-0.2625 <sup>**</sup>	-0.2242 <sup>*</sup>
SC (-1)	-0.0085	0.0655	-0.0426	0.1494 <sup>*</sup>	0.2036 <sup>*</sup>	0.3241 <sup>***</sup>	0.4359 <sup>***</sup>	0.3149 <sup>***</sup>	0.1925 <sup>*</sup>
SP (-1)	0.2389 <sup>***</sup>	0.0826	0.3145 <sup>***</sup>	0.3214 <sup>***</sup>	0.3401 <sup>***</sup>	0.3569 <sup>***</sup>	0.4516 <sup>***</sup>	0.4328 <sup>***</sup>	0.4058 <sup>***</sup>

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (\*\*\*), (\*\*) e (\*) estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% probabilidade, respectivamente.

Em relação ao Estado do Mato Grosso do Sul, pode-se notar que este responde a desequilíbrios de curto prazo apenas dos estados de Mato Grosso e de Goiás, com defasagem de um mês. O maior impacto ocorre para os preços do Mato Grosso, dado que um aumento de 10% nos preços do Mato Grosso acarreta um aumento de 1,5% nos preços do Mato Grosso do Sul, no próximo período.

No que tange aos estados que sofrem maior impacto diante de desequilíbrios de curto prazo, destacam-se os Estados do Mato Grosso, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

É importante salientar, ainda, que Minas Gerais e Rio de Janeiro participam da dinâmica de ajustamento de curto prazo apenas de forma parcial, o que afetou apenas os estados de Goiás e Santa Catarina. Entretanto, esses estados são afetados por alterações ocorridas em Goiás, Santa Catarina e São Paulo (Minas Gerais) e Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná e São Paulo (Rio de Janeiro), respectivamente.

Pela dinâmica de ajustamento no curto prazo, mostradas no Quadro 6, verifica-se que alterações nos preços do suíno em São Paulo provocam alterações nos preços de cada um dos estados que compõem o mercado de suínos brasileiro, com exceção apenas do Mato Grosso do Sul. Portanto, no curto prazo, São Paulo foi o principal estado que liderou significativamente as variações nos preços das demais localidades. Este resultado era esperado, uma vez que este estado é o maior consumidor brasileiro de carne suína, além de um grande produtor.

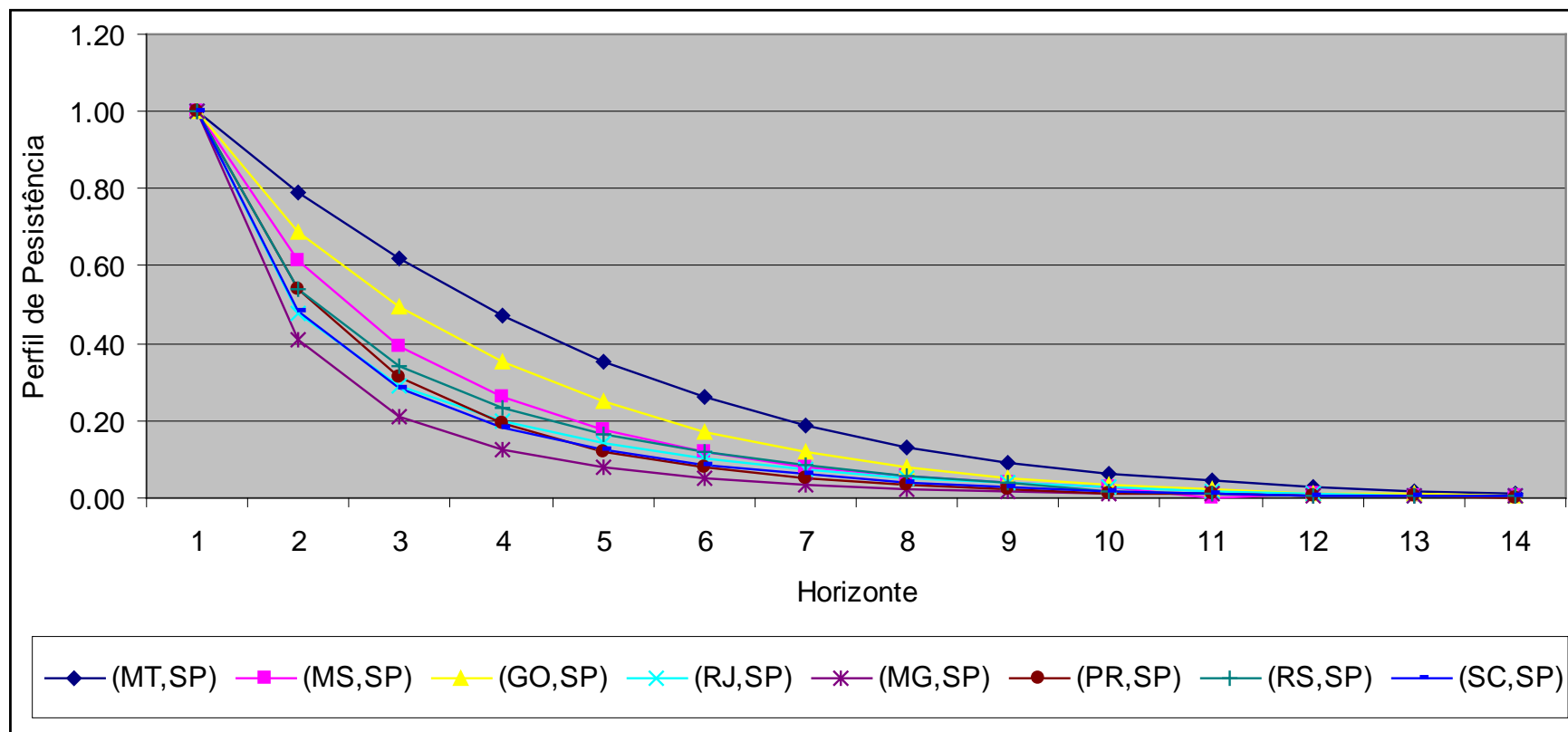
#### **4.3. Grau de integração no mercado brasileiro de suínos**

A análise do grau de integração entre os mercados é baseada nas estimativas do modelo VEC, e pode ser sintetizada em uma única medida a qual se dá o nome de perfil de persistência.

A Figura 1 permite visualizar a dinâmica de ajustamento, ou seja, do tempo de reação estimado para cada uma das nove relações de equilíbrio de longo prazo, [(MT, SP), (MS, SP), (GO, SP), (ES, SP), (RJ, SP), (MG, SP), (PR, SP), (RS, SP) e (SC, SP)], diante de um choque em todo sistema, num horizonte de 22 meses. Esses perfis mostram que, em geral, os choques no sistema são removidos rapidamente, sendo a maior parcela eliminada até completar o primeiro mês.

Os perfis de persistência calculados para Mato Grosso, indicam que, quando há choque em todo o sistema que afeta o equilíbrio de longo prazo entre o estado supracitado e São Paulo, 21,1% dos ajustamentos se dão no primeiro mês e, aproximadamente, 74,0% dentro de cinco meses. Desequilíbrios entre Mato Grosso do Sul e São Paulo são removidos um pouco mais rápido, em que 38,6% dos ajustamentos acontecem até o primeiro mês subsequente ao choque. Observou-se que o ajustamento mais rápido ocorre no estado de Minas Gerais, em que cerca de 58,8% dos ajustamentos se dão no prazo de um mês.

Tratando-se de um choque em todo o sistema, afetando o equilíbrio de longo prazo entre SP e SC, verificou-se que 51,8% dos ajustamentos acontecem no primeiro mês e, aproximadamente, 81,6% dentro de três meses. Já os desequilíbrios entre Rio Grande do Sul e São Paulo são removidos um pouco mais devagar, com apenas 46,0% dos ajustamentos ocorrendo no primeiro mês e 76,8% em três meses. No que se refere aos estados de Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro e Paraná, o efeito do choque ainda permanece em 61,4%; 68,9%; 47,7%; e 54,3%, respectivamente, após um mês; só após o vigésimo segundo dia do segundo mês é que o choque é absorvido totalmente.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 1 – Ajustamento das relações de co-integração diante de um choque em todo o sistema, tomando-se como base o Estado de São Paulo, janeiro 1985 a março de 2005.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Como os perfis de persistência captam todo o caminho de ajustamento entre dado estado e São Paulo, torna-se útil construir uma estatística para resumir os ajustamentos mostrados na Figura 1, ou seja, uma medida que represente o grau de integração entre os mercados. Nesse sentido, foram calculados os perfis de persistência medianos, ou vidas médias, definidos como o número de meses necessários para que ocorressem 50% dos ajustamentos do efeito de um choque de cada estado com São Paulo e os demais participantes do mercado. A Tabela 5 contém as estimativas das persistências medianas.

Nota-se que o ajustamento entre São Paulo e Minas Gerais indica maior grau de integração, pois, a qualquer choque, verifica-se uma reação de forma mais rápida, dado que sua vida média é inferior a um mês (0,850), ou seja, para este estado 50% dos ajustamentos ocorreram até o vigésimo sexto dia posterior ao choque no sistema com um todo, no período analisado. Já para os estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina, os ajustamentos ocorreram em, aproximadamente, 29 dias posteriores ao choque no sistema.

Constata-se, ainda, que os estados do Paraná e Rio Grande do Sul também apresentaram os preços da carne suína adaptando-se com maior velocidade a desequilíbrios nos preços do mercado com, aproximadamente, um mês e seis dias. Os estados do Centro-Oeste apresentaram ajustamento mais lento, quando comparado aos outros estados.

Assim, pode-se inferir, em relação aos resultados estimados, que maior grau de integração foi verificado entre os principais estados exportadores e consumidores de carne suína, que são também as localidades mais próximas de São Paulo.

O baixo grau de integração verificado entre o Centro-Oeste e São Paulo pode estar relacionado à distância entre eles. Verifica-se que, em geral, o mercado brasileiro de carne suína apresentou, durante o período analisado, grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, e que os preços reagiram de forma relativamente rápida a choques.

Tabela 5 – Estimativas dos perfis de persistência medianos, janeiro de 1985 a março de 2005

Estados	PP mediano – meses
MG	0,850
RJ	0,956
SC	0,966
PR	1,187
RS	1,197
MS	1,216
GO	1,956
MT	2,787

Fonte: Dados da pesquisa.



**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Estudo realizado por González-Rivera e Helfand (2001), sobre o mercado de arroz no País, revelou que as meias-vidas dos perfis de persistência foram de dois a três meses em média, enquanto, neste estudo, com relação à carne suína, com exceção apenas dos estados da Região Centro-Oeste, do Rio Grande do Sul e do Paraná, foram obtidas estimativas inferiores a um mês, semelhante ao resultado obtido por Pereira (2005) para o mercado de carne bovina.

O desenvolvimento dos meios de comunicação, com destaque para a internet, pode ter contribuído de forma significativa para dinamizar o mercado de suínos durante o período analisado, sinalizando uma melhora no fluxo de informações desse mercado. Pode-se citar, ainda, a propagação das empresas que vendem informações sobre os mercados, e os órgãos e instituições do governo, que coletam e divulgam preços.

#### **4.3.1. Determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos**

No intuito de avaliar os determinantes do grau de integração entre os mercados, usou-se, nesta pesquisa, a análise dos componentes principais, conduzida no sentido de resumir as informações contidas nas 15 variáveis originais selecionadas como explicativas em pequeno conjunto denominado componentes. Esses representam uma combinação linear das variáveis originais, e podem ser interpretados conforme a importância das variáveis que os compõem.

A Tabela 7 contém os cinco primeiros componentes principais (CP), as raízes características maiores que 1, a proporção da variância no conjunto original de variáveis, que pode ser explicada por cada componente, e a variância acumulada.

Em relação à proporção da variabilidade das variáveis selecionadas como explicativas do grau de integração, verificou-se que o primeiro componente principal (CP1) explica, aproximadamente, 44,62% da variância contida nas variáveis originais. O CP2 explica um montante de 20,18%. O terceiro e o quarto componentes explicam, isoladamente, 13,70% e 9,05% das variações, respectivamente. Portanto, os quatro primeiros componentes explicam conjuntamente 87,56% da variância total. Já o quinto componente explica apenas 7,22% das variações. Conjuntamente, os cinco componentes principais explicam cerca de 94,78% da variabilidade das variáveis selecionadas como explicativas do grau de integração. É interessante observar que cada componente tem um significado próprio e relevante, o que faz com que a variância total seja mais bem distribuída entre os cinco primeiros componentes, evitando-se a dominância por uma ou outra variável.

Os dados da Tabela 7 permitem a identificação das variáveis que encontram-se associadas a cada um dos componentes principais. Essa associação é observada mediante o coeficiente de correlação entre os componentes e as variáveis em análise. A magnitude relativa dos coeficientes de correlação foi o fator determinante da importância relativa das variáveis em cada componente.

O CP1 mostrou-se mais relacionado com os estados que possuem maior acesso a rodovias federais pavimentadas, maior população, PIB *per capita* e capital residencial rural.

O CP2 está associado aos grandes estados produtores de carne suína, estando relacionado aos grandes fluxos de comércio estimados para as localidades e taxa estadual de desfrute. Este componente apresentou ainda uma forte relação com anos de escolaridade da população.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Tabela 7 – Componentes obtidos na análise dos componentes principais dos determinantes do grau de integração dos mercados brasileiros de suínos, 1985 a 2003

Variáveis	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5
Densidades das rodovias federais	<b>-0.375</b>	0.025	0.016	-0.163	0.044
População estadual (%)	<b>-0.313</b>	-0.227	-0.168	-0.026	0.279
PIB <i>per capita</i>	<b>-0.321</b>	0.198	-0.145	-0.209	-0.214
Capital residencial rural	<b>-0.330</b>	-0.230	-0.180	0.043	-0.004
Produção de carne suína (%)	-0.284	<b>0.349</b>	0.078	0.217	0.073
Índice de comércio	-0.178	<b>0.435</b>	0.197	0.179	0.012
Taxa estadual de desfrute	0.228	<b>0.365</b>	-0.048	0.319	0.079
Anos de escolaridade da população adulta	-0.261	<b>0.294</b>	-0.264	-0.273	-0.109
Distâncias entre as capitais	0.223	0.307	<b>-0.392</b>	-0.075	0.135
Estimativa do custo do frete	0.261	0.298	<b>-0.328</b>	0.085	0.167
Terminais telefônicos/100 habitantes	0.174	0.028	<b>0.590</b>	0.029	-0.194
Estabelecimentos de abate de suínos	-0.288	0.170	0.177	<b>0.364</b>	0.132
PIB agrícola <i>per capita</i>	0.047	0.311	0.187	<b>-0.565</b>	-0.345
Número de focos de febre aftosa	-0.180	0.126	0.342	-0.213	<b>0.566</b>
Número de focos de peste suína clássica	-0.226	-0.007	-0.092	0.402	<b>-0.558</b>
Autovalor	6,694	3,027	2,056	1,358	1,083
Variância explicada (%)	44,62	20,18	13,70	9,05	7,22
Variância acumulada	44,62	64,80	78,51	87,56	94,78

Fonte: Dados da pesquisa.

O CP3, por sua vez, está relacionado a estados com baixo custo de transporte (pequena distância, baixos valores para as estimativas do frete), bem como ao grande número de terminais telefônicos.

Já o CP4 mostrou associação com os estados que têm pequeno número de estabelecimentos para abate de carne suína e baixo PIB agrícola *per capita*.

O CP5 apresentou associação com os estados que possuem grandes números de febre aftosa e peste suína clássica.

As estimativas do relacionamento entre os perfis de persistência medianos e os componentes principais são analisadas através de regressão. Os escores observados para os componentes servem para ajustar o modelo de regressão linear, considerando-se o perfil de persistência mediano como representativo do grau de integração entre os mercados, isto é, o tempo necessário para que cada estado se ajuste aos choques em todo o sistema e, como variáveis explicativas, os quatro componentes definidos anteriormente. Não foi considerado o quinto componente devido à sua não-significância e ainda por ter prejudicado a significância dos outros coeficientes, além de reduzir o grau de liberdade na estimação.

O modelo foi estimado por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), mostrando-se estatisticamente significativo a 5% de probabilidade (teste F).

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Os resultados mostram que os componentes explicam proporção relevante das diferenças estaduais no grau de integração de mercado. O coeficiente de determinação indicou que cerca de 91,39% da variabilidade do perfil de persistência mediano foi explicada por meio dos quatro componentes principais, indicando um bom ajustamento do modelo aos dados (Tabela 8).

Quanto às estimativas dos coeficientes do modelo, verificou-se uma relação inversa entre o CP1 e o perfil mediano. Considerando que o CP1 está mais relacionado a variáveis representativas do grau de crescimento econômico e social, este resultado é coerente, uma vez que se espera que estados com melhores infra-estruturas de transporte, mais populosos, com maior nível de riqueza, respondam mais rapidamente a choques, sendo, portanto, mais integrados.

Tabela 8 – Ajustamento dos parâmetros da regressão dos perfis de persistência medianos em relação aos componentes principais

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	P-valor
C	1.389	0.068	20.316	0.000
CP1	-0.193	0.026	7.286	0.005
CP2	-0.080	0.039	2.040	0.134
CP3	-0.095	0.048	-1.990	0.141
CP4	0.242	0.059	4.129	0.026

 $R^2 = 0.9631$  $R^2$  Ajustado = 0.9139

F statistic = 19.5662

P-valor F-statistic) = 0.0173

Fonte: Dados da pesquisa.

Torna-se relevante ressaltar que a análise de regressão via componentes principais permite apenas avaliar o grau de associação entre as variáveis e não uma relação de dependência entre elas. Por isso, não se pode dizer que aumento ou diminuição em determinado componente irá provocar aumento ou diminuição no grau de integração entre os mercados (GONZÁLEZ-RIVERA; HELFAND, 2001).

Verificou-se relação inversa entre o CP2 e o tempo de ajustamento a desequilíbrios, sendo esta significativa a 15% de probabilidade. Dado que o CP2 está associado ao fluxo de comércio e nível educacional, é esperado que quanto maiores os indicadores de fluxo de comércio e nível educacional, maior é a integração entre os mercados detentores de tais características. É de conhecimento comum que quanto maior o nível de escolaridade da população adulta, maior a produtividade dos agentes responsáveis pelo fluxo de bens, em todos os níveis de mercado, como também a velocidade e a precisão do fluxo de informações, porque possuem maior acesso aos canais mais relevantes de obtenção das informações. Com isso, observou-se que aqueles estados que apresentaram os melhores indicadores de fluxo de comércio e nível educacional foram os mais integrados, dado que apresentaram menores tempos de ajustamento a choques ocorridos no sistema.

A relação inversa observada entre CP3 e o perfil mediano também era prevista, pelo fato de CP3 estar associado a menores custos de transporte e maior acesso à infra-

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

estrutura de comunicação. Porém, assim como CP2, este coeficiente também não se mostrou estatisticamente significativo a 10%, sendo significativo a 14%.

O CP4, que está relacionado ao reduzido número de estabelecimentos de abate de suínos, baixo PIB agrícola *per capita*, apresentou uma relação positiva e significativa a 5% de probabilidade com o grau de integração. Este resultado indica que os estados com estas características predominantes tenderam a apresentar um ajustamento mais lento a choques, sendo, portanto, menos integrados.

De maneira geral, os resultados apresentados evidenciaram que localidades que possuem maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis educacionais e melhor infra-estrutura de transporte são mais integrados, o que leva à aceitação da hipótese formulada neste estudo.

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

A atividade suinícola brasileira encontra-se distribuída nas diferentes regiões do País e tem experimentado, ao longo das três últimas décadas, enormes ganhos tecnológicos. Entretanto, é possível constatar grandes diferenças entre os sistemas produtivos das várias regiões, e essas podem decorrer, dentre outros fatores, da ineficiência de transmissão de incentivos de mercados. A ineficiência, resultante da heterogeneidade da produção e da concentração de mercado, cuja origem encontra-se no baixo nível educacional e na baixa tecnologia, tem interferido na integração de mercados.

De modo geral, observou-se que o mercado brasileiro de suínos apresentou grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, considerando que todos os ajustes ocorreram relativamente rápidos, ou seja, num período de menos de três meses.

Em relação à análise dos determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos, pode-se dizer que há uma relação direta entre as localidades que possuem maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis educacionais e melhor infra-estrutura de transporte com o grau de integração, o que permite inferir que há um relacionamento entre o nível de desenvolvimento econômico e social dos estados e o grau de integração. Portanto, medidas direcionadas à melhoria da infra-estrutura de transporte e comunicação, além do aumento do nível educacional da população, podem contribuir para o aumento do grau de relacionamento entre as localidades do mercado e, dessa forma, aumentar sua eficiência e competitividade.

Assim, espera-se que este trabalho auxilie os formuladores de políticas e as instituições ligadas ao setor no conhecimento dos principais aspectos relacionados aos mercados integrados, bem como na identificação dos investimentos em educação, estrutura de transporte e comunicação necessários para ampliar a interação entre os diferentes estados da federação. Dessa forma, favorece-se a construção de uma suinocultura mais tecnificada em todas as localidades, o que, por sua vez, reduziria as diferenças regionais, principalmente, no fluxo de informações entre todas as localidades produtoras e consumidoras de carne suína.

## 6. REFERÊNCIAS

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

- FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis**: a methodological review. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000. (Mimeogr.).
- FAMINOW, M.D.; BENSON, B.L. Spatial market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.
- GOLETTI, F.; CHRISTINA-TSIGAS, E. Analyzing market integration. In: SCOTTI, G.J. (ed.). **Prices, products and people**: analyzing agricultural markets in developing countries. Boulder: Lynne Rienner, 1995.
- GOLETTI, F.; AHMED, R.; FARID, N. Structural determinants of market integration: the case of rice markets in Bangladesh. **Developing Economies**, n. 33, p. 185-202, 1995.
- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. **Economic development and determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: University of California, 2001. (Working Paper, 28).
- GONZALO, J.; GRANGER, C.W.J. Estimation of common long-memory components in the cointegrated systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, n. 1, p. 27-35, 1995.
- GOODWIN, B.K.; PIGGOT, N. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 2, n. 83, p. 302-317, 2001.
- GUIA 4 RODAS BRASIL. São Paulo: Abril, 1997.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares**. Rio de Janeiro, 2003. v. 15, n. 5, p. 1-84.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Anuário estatístico do Brasil. Rio de Janeiro, vários anos.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Brasília, 2004. 39 p. (Texto para discussão, 1009).
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrika**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University, 1995.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (eds.). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323 p.
- MADDALA, G.S.; KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 505 p.
- MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 297 p.





**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



ROSADO, P. L. Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos. 2006. 117f.  
Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa,  
MG.

SUINOCULTURA INDUSTRIAL, São Paulo, Gessulli Agribusiness, v. 175, n. 1,  
2004.